



Dekompoziční analýza příjmové nerovnosti v České republice

Zdeňka MALÁ, Gabriela ČERVENÁ, Czech University of Life Sciences in Pragueⁱ

Abstract

The paper focuses on an analysis of income inequality of population in the Czech Republic on the basis of data from the Statistics on Income and Living Conditions, for the period of 2005–2009. The partial goals of the paper include evaluation of the development of primary income inequality in the Czech Republic, evaluation of the effects of income components and also tax-transfer tool on the income inequality. The basic methodological tool is the Gini coefficient and its decomposition according to individual categories of incomes. The analysis identified a decreasing tendency of income inequality. The main determinant affecting income inequality may be considered income from entrepreneurship. Tax-transfer tolls effectively eliminate mentioned inequality and the social incomes have the strongest redistribution effect. The establishment of equal tax in the year 2008 does not cause increase in income inequality.

Keywords

Gini coefficient, incomes, inequality, tax, transfer payments.

JEL Classification: H23, H24

ⁱ Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Czech University of Life Sciences in Prague, Kamýcká 129, 165 21 Praha 6, Czech Republic.
malaz@pef.czu.cz (corresponding author)

1. Úvod

Rozložení důchodů ve společnosti je důležitým aspektem sociální stability i ekonomického rozvoje každého státu. Prvotní rozdělení důchodů, realizované na základě tržního mechanismu, není zpravidla společností vnímáno jako spravedlivé, proto modifikace zmíněného rozdělení příjmů ve společnosti je stěžejní otázkou řady politických diskusí i náplní programů politických stran, silně ovlivňující jejich úspěšnost ve volbách. Dlouhodobá udržitelnost veřejných financí, která je v současnosti v České republice velmi diskutovaným tématem, podtrhuje aktuálnost dané problematiky.

Cílem článku je analýza příjmové nerovnosti v České republice v letech 2005 až 2009 na základě dat z šetření Českého statistického úřadu (ČSÚ) *Životní podmínky – Statistics on Income and Living Conditions* (SILC).

Tento hlavní cíl se skládá z následujících dílčích cílů:

- Identifikace základních vývojových tendencí v míře nerovnosti rozložení prvotních důchodů ve sledovaném období a zhodnocení tohoto vývoje.
- Zhodnocení efektů daňově-transferových nástrojů na příjmovou nerovnost ve sledovaném období.
- Zhodnocení vlivu jednotlivých komponent hrubého příjmu na příjmovou nerovnost.
- Identifikace faktorů, které podmiňují zjištěný vývoj.

Z hlediska struktury je prvotně nastíněn přístup jednotlivých autorů k nerovnosti rozdělení příjmů ve společnosti, následuje popis metodických postupů aplikovaných za účelem dosažení uvedených cílů, z nichž lze uvést zejména kvantifikaci a dekompozici Giniho koeficientu, a vymezení datové základny.

Výsledky provedených analýz jsou uvedeny v části 4 a diskutovány s dřívějšími výzkumy v části 5. Část 6 uvádí stručný souhrn výsledků provedených analýz.

2. Literární přehled

Příjmová nerovnost byla a je přirozenou součástí každé ekonomiky. Podle Samuelsona a Nordhause (2010) je neviditelná ruka trhu velmi ekonomicky efektivní při alokaci zdrojů a produkci statků, může však produkovat současně velmi nerovnoměrnou distribuci příjmů. Rovněž Stiglitz (1997) uvádí, že mezi efektivností a rovností existuje substituční vztah a pro dosažení rovnosti je obvykle nutné vzdát se části efektivnosti.

Zvyšování nerovnosti může však vést k nárůstu relativní chudoby. Velké nerovnosti se mohou promítnout do oslabení sociální soudržnosti, zvýšení příjmové nerovnosti u dalších generací, či dokonce do nižšího hospodářského růstu. Proto je sledování vývoje nerovnosti v distribuci příjmů ve společnosti důležitým indikátorem blahobytu.

Mimo tržní selhání je nerovnoměrná distribuce příjmů jedním z ospravedlnění státních zásahů do ekonomiky. Vlády všech moderních demokratických států se snaží nějakým způsobem nerovnoměrné rozdělení příjmů zmírňovat. Roženský (2009) však uvádí, že o vlivu redistribuce na nerovnost se příliš nepochybuje a všeobecně je přijímán intuitivní závěr, že vyšší redistribuce automaticky vede k posílení příjmové rovnosti. Řada současných empirických studií dle Roženského (2009) ale ukazuje, že význam redistribuce pro snižování nerovnosti je obvykle přeceňován. U sociálních transferů pak hraje zejména roli jejich cílenost a jejich účelnost.

V analýzách příjmového rozložení se obvykle rozlišuje mezi dvěma koncepty příjmu (např. OECD, 2008; Brandolini a Smeeding, 2008). Prvním je disponibilní příjem domácností, což je čistý příjem po odstranění daní a různých odvodů a přičtení transferových plateb, jedná se tedy o příjem, který má domácnost k dispozici. Druhým konceptem je tzv. prvotní příjem (důchod), jde o výši příjmu odpovídající situaci, kdy lidé neplatí žádné daně a odvody a nepobírají žádné dávky. Porovnáním mohou být měřeny efekty státních zásahů na příjmové rozložení.

Vývojem příjmové nerovnosti v České republice, nejen na základě dat z databáze SILC, se zabývali autoři Večerník (2009, 2010), Milanovic (1998, 1999) či Medgyesi (2008). Přestože se příjmová nerovnost od roku 1989 prohloubila, patří dle Milanovice Česká republika stále mezi země, pro které je typické rovnostářství (Večerník, 2009). Z analýzy příjmové nerovnosti Večerníka (2010), která byla provedena na základě databáze SILC, však vyplývá, že v období let

2004–2007 došlo k mírnému snížení příjmové nerovnosti.

Brandolini a Smeeding (2008) rovněž sledovali nerovnost prvotního příjmu, který je dán trhem, a disponibilního příjmu, který je již ovlivněn daňovou a redistribuční politikou, a to ve 32 zemích světa obsažených v databázi LIS (Luxembourg Income Study Database), včetně České republiky. Docházejí k závěru, že efekt daňové a redistribuční politiky na snižování nerovnosti je zejména významný v zemích střední a severní Evropy.

Pro hlubší analýzu příjmové nerovnosti je však vhodné sledovat nejen vliv daňové a redistribuční politiky na celkovou nerovnost, ale nerovnost rovněž dekomponovat na další složky a analyzovat jejich vliv na celkovou nerovnost.

3. Metodické přístupy a datové zdroje

Za účelem naplnění výše uvedených cílů byla použita kvantifikace a dekompozice Giniho koeficientu, jejíž postup je blíže popsán v následující části.

3.1 Metodické přístupy

Kalkulace Giniho koeficientu se v praxi běžně provádí na základně níže uvedeného přístupu (viz FAO, 2006):

$$G = \frac{2}{Y} Cov(Y, F(Y)), \quad (1)$$

kde Cov představuje kovarianci mezi příjmovou úrovní $Y = (y_1, \dots, y_n)$ a kumulativní distribucí příjmu $F(Y) = (f(y_1), \dots, f(y_n))$, $f(y_i)$ je rovno pořadí y_i děleného počtem pozorování n , \bar{Y} představuje průměrný příjem.

Zhodnocení efektů daňového zatížení a výdajů na sociální a zdravotní pojištění na celkovou nerovnost bylo provedeno pomocí srovnání hodnoty Giniho koeficientu pro celkové prvotní důchody, hrubé příjmy a čisté příjmy. Dle Sirovátky a kol. (2002) je tento přístup, kdy je porovnávána distribuce příjmů před daní a odvody na zdravotní a sociální pojištění a po těchto odvodech, základní analýzou přerozdělovací účinnosti daňového a dávkového systému.

Za účelem zhodnocení vlivů jednotlivých komponent celkového příjmu, včetně sociálních transferů, na celkovou nerovnost byla provedena dekompozice Giniho koeficientu. Smyslem této dekompozice je poznání skutečnosti, jak příjmy z jednotlivých zdrojů ovlivňují celkovou nerovnost a jaký bude mít dopad marginální zvýšení příjmu z jednoho zdroje na celkovou nerovnost.

Dekompozice vychází z předpokladu, že subjekty (domácnosti, podniky) získávají příjem z K -zdrojů příjmu, y_i značí pak celkový příjem subjektu, kde $i =$

$1, \dots, K$ a y_{ik} představuje příjem subjektu i ze zdroje k , kde $k = 1, \dots, K$.

Celkový příjem Y se skládá z K -zdrojů (y_1, \dots, y_k) :

$$Y = \sum_{k=1}^K y_k. \quad (2)$$

Giniho koeficient celkového příjmu může být dle Lermana a Yitzhakiho (1985) vyjádřen následovně:

$$G = \sum_{k=1}^K S_k G_k R_k. \quad (3)$$

Výše uvedený výraz může být detailněji rozepsán následovně:

$$G = \sum_{k=1}^K \left(\frac{\text{cov}[Y_k, F(Y)]}{\text{cov}[Y_k, F(Y_k)]} \right) \left(\frac{2}{\bar{Y}_k} \text{cov}[Y_k, F(Y_k)] \left(\frac{\bar{Y}_k}{Y} \right) \right), \quad (4)$$

kde S_k představuje podíl příjmové komponenty k na celkovém příjmu neboli podíl průměrného příjmu ze zdroje \bar{Y}_k na celkovém průměrném příjmu \bar{Y} , G_k je Giniho koeficient měřící nerovnost v distribuci příjmu ze zdroje k , R_k je *Giniho korelační koeficient* mezi příjmem ze zdroje k a celkovým příjmem Y , který je definován jako $R_k = \frac{\text{cov}[Y_k, F(Y)]}{\text{cov}[Y_k, F(Y_k)]}$, přičemž

$-1 \leq R_k \leq 1$. Přitom $G_k R_k$ je někdy nazýváno pseudo-Giniho koeficient příjmového zdroje k , G_k^* .

Vzhledem ke skutečnosti, že příjem z určitého příjmového zdroje může být negativně korelovan s celkovým příjmem (R_k je záporné), může hodnota pseudo-Giniho koeficientu nabývat hodnot $-1 \leq G_k^* \leq 1$. Záporné znaménko tedy znamená, že příjem z daného zdroje je negativně korelovan s celkovým příjmem.

Výše uvedený vzorec lze dle Möllerse (2006) přepsat do následující podoby:

$$G = \sum_{k=1}^K S_k G_k^* = \sum_{k=1}^K \frac{2 \text{cov}[Y_k, F(Y)]}{\bar{Y}_k} \frac{\bar{Y}_k}{Y}. \quad (5)$$

Stark a kol. (1986) uvádějí, že vliv příjmu z určitého zdroje na celkovou příjmovou nerovnost závisí na tom:

- jak významný je příjem z určitého zdroje ve vztahu k celkovému příjmu (S_k);
- jak rovnoměrně či nerovnoměrně je rozdělen příjem z daného zdroje (G_k);
- jak jsou příjem z daného zdroje a distribuce celkového příjmu jsou spolu korelovány (R_k).

Shariff a Mehtabul (2011) uvádějí, že pokud je daný zdroj příjmu reprezentován velkým podílem na celkovém příjmu, může mít potencionálně velký vliv i na celkovou nerovnost. Ačkoli pokud je příjem rovnoměrně rozdělen ($G_k = 0$), nemůže dojít k ovliv-

nění míry nerovnosti, i když je podíl příjmu z toho zdroje na celkovém příjmu vysoký.

Využitím této dekompozice je možné sledovat, do jaké míry je celková příjmová nerovnost způsobena jednotlivými zdroji příjmu a k jaké dojde změně v celkové nerovnosti, změní-li se příjem z daného příjmového zdroje o 1 %, přičemž příjem z ostatních zdrojů zůstane konstantní.

Příspěvek příjmového zdroje k celkové nerovnosti lze vyjádřit dle Möllerse (2006) následovně:

$$P_k = S_k \frac{G_k^*}{G} \cdot 100. \quad (6)$$

Möllers (2006) navrhuje relativní koncentrační koeficient příjmového zdroje k na celkovou nerovnost vyjádřit jako:

$$g_k = \frac{G_k R_k}{G} = \frac{G_k^*}{G}. \quad (7)$$

Zdroj příjmu k , jenž má relativní koncentrační koeficient vyšší než 1, přispívá k růstu celkové nerovnosti, zatímco hodnota tohoto ukazatele nižší než 1 přispívá ke snižování celkové nerovnosti. V případě, že je hodnota tohoto ukazatele rovna 1, jedná se o neutrální vliv.

Stanovení marginálního příspěvku příjmového zdroje k celkové příjmové nerovnosti může být dle Adamse (1999) vyjádřeno prostřednictvím pružnosti, která v tomto případě vyjadřuje, o kolik procent se změní celková příjmová nerovnost, když se změní příjem ze zdroje k o 1 %, viz (8).

$$E_k = S_k \frac{(G_k^* - G)}{G}. \quad (8)$$

Z výše uvedeného vztahu vyplývá, že marginální zvýšení příjmu ze zdroje k snižuje celkovou příjmovou nerovnost pokud:

- R_k je záporný či nulový,
- R_k je větší než nula a zároveň $G_k^* < G$.

Kvantifikace výše uvedených vzorců, umožňující naplnění cílů předložené studie, byla provedena s využitím MS Excel a na základě dat, jež jsou charakterizována níže. Konkrétněji, vzorec (1) byl využit ke kvantifikaci Giniho koeficientů prvotního důchodu, hrubých a čistých peněžních příjmů, jakož i pro kvantifikaci Giniho koeficientu prvotního důchodu po odečtení srážek na povinné pojištění a Giniho koeficientu po odečtení daně z příjmů fyzických osob, což umožnilo stanovit vliv uvedených nástrojů na příjmovou nerovnost. Dekompozice Giniho koeficientů hrubého peněžního příjmu byla provedena dle vzorců (5)–(8), a to pro následujících šest zdrojů příjmu: příjmy ze závislé činnosti, příjmy z podnikání, důchody, dávky státní sociální podpory, ostatní sociální příjmy a ostatní příjmy.

3.2 Datové zdroje

Za účelem provedení analýzy nerovnosti rozdělení příjmů byla použita data ze šetření ČSÚ s názvem Životní podmínky (SILC). Český statistický úřad toto šetření pravidelně zajišťuje na území ČR od roku 2005. Toto šetření se stalo pro ČR povinné v souvislosti se vstupem ČR do EU, kde se realizuje ve všech členských zemích pod názvem *European Union – Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC).

Účelem tohoto šetření je dle ČSÚ (2010) získávat reprezentativní údaje o příjmovém rozdělení jednotlivých typů domácností. Vzhledem k jednotné metodice šetření tato data umožňují mezinárodní komparaci v rámci 27 členských států EU a dále Islandu, Norska a Švýcarska.

Hrubé peněžní příjmy zahrnují dle ČSÚ:

- *Příjmy ze závislé činnosti* – zahrnují peněžní příjmy z pracovního, služebního nebo obdobného poměru mezi zaměstnancem a zaměstnavatelem, dále příjmy členů, společníků, jednatelů různých společností za práce vykonávané pro danou společnost, odměny členů statutárních orgánů a dalších orgánů právnických osob, funkční požitky, odměny učňů za práci konanou v praktické části výuky, odměny plynoucí z dohod o práci.
- *Příjmy z podnikání* – zahrnují příjmy ze zemědělské výroby, lesního a vodního hospodářství, příjmy ze živnosti, z podnikání podle zvláštních předpisů, z výkonu nezávislého povolání, z autorských práv včetně práv příbuzných právu autorskému.
- *Ostatní příjmy* – příjmy z kapitálového majetku (např. úroky z vkladů, výnosy z dluhopisů, vkladových a podílových listů, dividendy z akcií atd.) a jiné příjmy, jako jsou např. příjmy z příležitostných pronájmů a prodeje přebytků z osobního hospodářství atd.
- *Sociální příjmy* – v rámci sociálních příjmů jsou sledovány:
 - a. důchody,
 - b. dávky státní sociální podpory,
 - c. ostatní sociální příjmy.

Z hrubých příjmů byly dále odvozeny prvotní důchody, a to odečtením sociálních příjmů. ČSÚ (2010) dále definuje kategorii čistých příjmů, což jsou hrubé peněžní příjmy po odečtení odvodů na sociální a zdravotní pojištění a daní. Uvedená kategorie tak odpovídá disponibilním příjmům.

Kvantifikace výše uvedených kategorií příjmů je v šetření SILC vykazována na osobu a rok, a to v nominální výši. V uvedené podobě tak vstupovala i do výše uvedených vzorců.

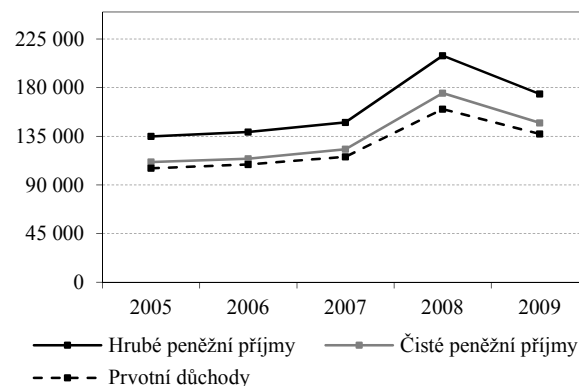
K analýze příjmů domácností je rovněž možné využít data ze Statistiky rodinných účtů (SRÚ). Výhodou těchto dat ve srovnání se SILC je skutečnost, že data jsou dostupná v dlouhé časové řadě, zatímco šetření Životní podmínky je realizováno až od roku 2005. Data ze Statistiky rodinných účtů jsou však primárně zaměřena na sledování výdajů domácností. Jahoda a Kofroň (2007) zdůrazňují, že existují dílčí rozdíly ve složení domácností u SILCu a SRÚ a díky těmto rozdílům je i odlišná výše jednotlivých sociálních příjmů ve statistice SILC a SRÚ.

4. Výsledky

Za účelem analýzy příjmové nerovnosti je vhodné nejprve zhodnotit vývojové tendence zkoumaných kategorií příjmů a teprve následně analyzovat existující nerovnost v jejich rozdělení.

4.1 Charakteristika vývojových tendencí ve skladbě příjmů v letech 2005–2009

Ve sledovaném období dochází k růstu všech uvažovaných kategorií příjmů v reálných hodnotách, viz obrázek 1.



Obrázek 1 Vývoj prvotních, hrubých a čistých příjmů v reálných hodnotách (Kč)

Zdroj: vlastní zpracování z dat ČSÚ (2010).

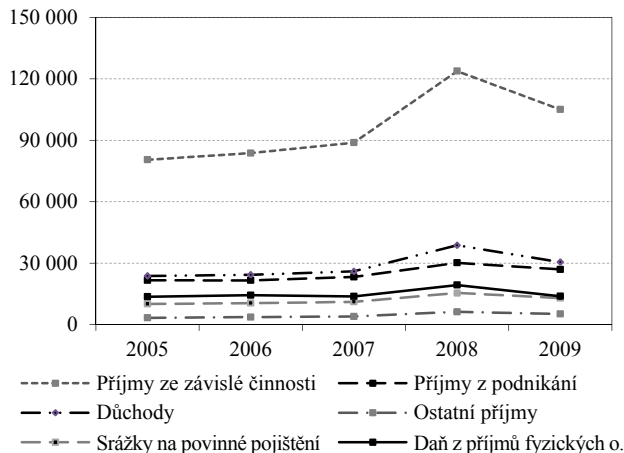
Ve srovnání s rokem 2005 se v průměrné domácnosti prvotní důchody zvýšily o 30,1 %. K nejvýznamnějšímu nárůstu jak u prvotních důchodů, tak i u hrubých peněžních příjmů došlo v roce 2008. Z komponent prvotního důchodu dosáhly nejvyššího tempa růstu ostatní příjmy, a to o 57,2 % mezi lety 2008–2007. Z hlediska významu jednotlivých složek ve struktuře celkových prvotních důchodů lze však konstatovat, že tento meziroční nárůst byl tažen zejména příjmy ze závislé činnosti.

Období do druhého pololetí roku 2008 lze charakterizovat silným ekonomickým růstem, došlo k poklesu nezaměstnanosti a rovněž průměrné nominální mzdy rostly nejrychleji od roku 2003, což se právě pozitivně projevilo v nárůstu příjmů ze závislé činnosti.

ti (meziroční nárůst 2008–2007 o 39,3 %). V druhém pololetí roku 2008 se začaly projevovat dopady světové hospodářské krize, což se projevilo v následném poklesu jednotlivých kategorií důchodů v roce 2009.

Hrubé peněžní příjmy vzrostly v celém sledovaném období v reálném vyjádření o 29,1 %. Z hlediska meziroční změny vykázaly nejvyšší nárůst ze všech složek těchto příjmů dávky státní sociální podpory vzhledem k více než dvojnásobném zvýšení rodičovského příspěvku oproti předchozímu roku. Vysoké meziroční tempo růstu (48,9 %) vykázaly rovněž důchody (viz obrázek 2), u nichž došlo v tomto období k valorizaci.

Čisté peněžní příjmy v reálném vyjádření narostly v roce 2009 vzhledem k roku 2005 o 42,2 %. Lze tedy konstatovat, že nejvyššího meziročního tempa růstu dosáhly právě disponibilní důchody (čisté peněžní příjmy), a tedy že daně a povinné odvody rostly pomalejším tempem.



Obrázek 2 Vývoj jednotlivých kategorií příjmů a odvodů v reálných hodnotách (Kč)

Zdroj: vlastní zpracování z dat ČSÚ (2010).

V roce 2008 byla místo progresivního zdanění zavedena jednotná sazba daně ve výši 15 %, která je uplatňovaná na tzv. superhrubou mzdu. V souvislosti s touto změnou byly rovněž zvýšeny slevy na dani a byla zavedena možnost uplatnit slevu na poplatníka pro pracující důchodce. Rovněž došlo k zavedení stropu pro placení sociálního a zdravotního pojištění, který byl stanoven na čtyřicetiosminásobek průměrné mzdy, tedy 960 000 Kč za rok, viz obrázek 2.

V důsledku těchto reformních kroků došlo tedy k rychlejšímu růstu čistých peněžních příjmů než hrubých peněžních příjmů.

4.2 Vývoj nerovnosti příjmů v letech 2005–2009 a vliv redistribučních nástrojů na příjmovou nerovnost

Příjmová nerovnost je v České republice stabilním jevem, nicméně z hlediska mezinárodní komparace patří Česká republika spíše do skupiny zemí s rovnostářským rozdělením důchodů (Marek, 2010). Sledované období lze navíc charakterizovat tendencí postupného příjmového přibližování obyvatelstva České republiky. Z tabulky 1 je patrné, že hodnoty Giniho koeficientů analyzovaných kategorií příjmů klesají. Nejvíce nerovnoměrnou distribuci vykazují prvotní důchody, což vyplývá nejen z hodnoty Giniho koeficientu, ale rovněž z variačního koeficientu, viz příloha 2. Uvedenou kategorii příjmů tvoří v průměru z 80 % příjmy ze závislé činnosti. Ve zkoumaném období byly uvedené příjmy v horních pěti decilech v průměru trojnásobně vyšší než v dolních pěti decilech. Další složka prvotního důchodu – příjmy z podnikání – v horních pěti decilech převýšila pětinašobně příjmy dolních decilů.

Z hlediska vývoje Giniho koeficientu prvotních důchodů došlo za sledované období k poklesu o 6 %. Příjmy horních pěti decilů se totiž zvýšily za celé sledované období o 8 % méně než příjmy dolních pěti decilů. Výjimkou celkového poklesu je rok 2008, kdy došlo naopak k prohloubení nerovnosti. Ze silného ekonomického růstu v roce 2008 zejména profitovalo horních pět decilů, ve kterých prvotní důchody meziročně vzrostly o 57 %, zatímco ve spodních pěti decilech nastal pouze 15% růst.

V případě hrubých peněžních příjmů dochází k celkovému poklesu nerovnosti o 5 % za sledované období. Do dolních pěti decilů bylo za sledované období alokováno v průměru o 27 % více transferových plateb, než kolik obdrželo horních pět decilů. Z tabulky 1 je rovněž patrné, že v roce 2008 nedochází u hrubých peněžních příjmů, na rozdíl od prvotních důchodů, k prohloubení nerovnosti, což je důsledkem vlivu reformy transferových plateb. V tomto roce, jak již bylo výše uvedeno, došlo k dvojnásobnému zvýšení rodičovského příspěvku a valorizaci důchodů. Tyto změny měly zejména pozitivní odraz v prvních pěti příjmových decilech, kde sociální příjmy meziročně vzrostly více než dvojnásobně, zatímco v posledních pěti decilech se jejich hodnota meziročně zvýšila o 30,5 %.

Při hlubší analýze vlivu redistribučních nástrojů státu na příjmovou nerovnost lze konstatovat, že odvody na povinné pojištění nepřispívají k příjmovému vyrovnání a více méně kopírují průběh nerovnosti v rozložení prvotního důchodu. Zatímco prvotní důchody byly průměrně v horních pěti příjmových skupinách 3,3násobně vyšší než v dolních pěti decilech, povinné odvody bohatších skupin obyvatel

převýšily průměrnou výši chudších skupin jen trojnásobně. Naopak daně z příjmu fyzických osob pozitivně ovlivňují vyrovnávání příjmů, tento vliv je však nízký. Horních pět decilů odvedlo na daních v průměru šestkrát více než dolních pět decilů. Z porovnání hodnot Giniho koeficientu prvotního důchodu po odečtení daní v období 2008–2007 je patrné, že zavedení rovné daně v roce 2008, vzhledem k úpravám slev na dani, se výrazněji nepromítlo do prohloubení příjmové nerovnosti.

Z komparace jednotlivých daňově-transferových nástrojů je patrné, že transferové platby nejlépe tlumí

nerovnosti v rozdělení prvotního důchodu. Průměrně za sledované období vyvolaly uvedené platby pokles nerovnosti o 0,096 bodů Giniho koeficientu, tj. o 25 %. Souhrnně daňově-transferové nástroje přispěly k příjmovému vyrovnání v průměru o 0,129 bodů Giniho koeficientu, tj. o 34 %.

SILC umožňuje dekompozici transferových plateb na tři kategorie sociálních příjmů: důchody, dávky státní sociální podpory a ostatní sociální příjmy. Vliv uvedených kategorií transferových plateb na příjmovou nerovnost dokumentuje tabulka 2.

Tabulka 1 Vývoj Giniho koeficientu prvotního důchodu, hrubého a čistého příjmu se zohledněním vlivu daně z příjmu fyzických osob (FO) a srážek na povinné pojištění

Rok	Prvotní důchod	Hrubé peněžní příjmy	Prvotní důchod po odečtení srážek na povinné pojištění	Prvotní důchod po odečtení daně z příjmu FO	Čisté peněžní příjmy
2005	0,387	0,296	0,391	0,367	0,264
2006	0,376	0,292	0,380	0,357	0,260
2007	0,378	0,291	0,382	0,354	0,256
2008	0,422	0,288	0,426	0,400	0,247
2009	0,365	0,283	0,370	0,341	0,253

Tabulka 2 Vliv transferových nástrojů na rovnost v rozdělení hrubých peněžních příjmů

Rok		Hrubé peněžní příjmy	Příjmy ze závislé činnosti	Příjmy z podnikání	Důchody	Dávky státní sociální podpory	Ostatní sociální příjmy	Ostatní příjmy
2005	G	0,296						
	G_k^*		0,348	0,522	0,048	-0,484	-0,218	0,455
	S_k		0,597	0,160	0,176	0,020	0,022	0,024
	P_k		0,701	0,283	0,029	-0,033	-0,016	0,037
	g_k		1,175	1,763	0,163	-1,635	-0,737	1,537
	E_k		0,104	0,122	-0,147	-0,054	-0,038	0,013
2006	G	0,292						
	G_k^*		0,342	0,491	0,045	-0,489	-0,095	0,481
	S_k		0,603	0,155	0,175	0,018	0,023	0,026
	P_k		0,707	0,261	0,027	-0,030	-0,008	0,043
	g_k		1,173	1,685	0,154	-1,677	-0,327	1,648
	E_k		0,104	0,106	-0,148	-0,048	-0,031	0,017
2007	G	0,291						
	G_k^*		0,338	0,519	0,023	-0,470	-0,074	0,446
	S_k		0,601	0,157	0,176	0,018	0,022	0,027
	P_k		0,699	0,280	0,014	-0,029	-0,006	0,041
	g_k		1,163	1,784	0,080	-1,616	-0,255	1,536
	E_k		0,098	0,123	-0,162	-0,047	-0,027	0,014
2008	G	0,288						
	G_k^*		0,388	0,565	-0,161	-0,150	0,001	0,398
	S_k		0,591	0,144	0,185	0,030	0,022	0,030
	P_k		0,795	0,282	-0,103	-0,015	0,000	0,041
	g_k		1,347	1,960	-0,557	-0,521	0,004	1,380
	E_k		0,205	0,138	-0,288	-0,045	-0,022	0,011
2009	G	0,283						
	G_k^*		0,317	0,535	0,010	-0,385	0,068	0,435
	S_k		0,603	0,155	0,175	0,018	0,020	0,030
	P_k		0,677	0,292	0,006	-0,025	0,005	0,045
	g_k		1,121	1,889	0,034	-1,360	0,240	1,538
	E_k		0,073	0,137	-0,169	-0,043	-0,015	0,016

Poznámka: G je Giniho koeficient celkového hrubého příjmu, G_k^* je pseudo-Giniho koeficient příjmu ze zdroje k , S_k je podíl příjmu ze zdroje k na celkovém příjmu, g_k je relativní koncentrační koeficient příjmového zdroje k , P_k je příspěvek příjmového zdroje k celkové nerovnosti a E_k je pružnost Giniho koeficientu.

Dekompozice Giniho koeficientu hrubého příjmu umožnila vymezit dávky státní sociální podpory jako nejvíce orientovaný redistribuční nástroj. Nicméně jejich pozitivní vliv na příjmové vyrovnání má v čase klesající tendenci ($g_{k,2005} = -1,635$, $g_{k,2009} = -1,360$). Při zohlednění velikosti uvedených dávek, které tvoří průměrně 4 % hrubého peněžního příjmu (viz příloha 1), lze však vyšší relativní redistribuční efekt identifikovat u důchodů, které tvoří průměrně 22 % hrubého peněžního příjmu. Na 1% změnu objemu důchodů reaguje Giniho koeficient hrubého peněžního příjmu poklesem o 0,183 % v průměru. Zatímco 1% změna výše dávek státní sociální podpory implikuje průměrně 0,045% pokles nerovnosti. Uvedená skutečnost je dána vyšší hodnotou vyplacených důchodů v nižších příjmových skupinách. Prvních pět příjmových decilů obdrželo za sledované období průměrně o 19 % více finančních prostředků na důchodcích než obyvatelstvo v horních pěti příjmových decilech. Rovněž vývoj výše důchodů v čase se pozitivněji projevil v příjmech spodních pěti decilů, kde nárůst důchodů byl o 33 % vyšší než v horních pěti decilech. Nejvyšší nárůst lze identifikovat v roce 2008, což je důsledkem růstu počtu důchodců i valorizace důchodů vdaném období.

Ostatní sociální příjmy, obdobně jako důchody a dávky státní sociální podpory, snižují příjmovou nerovnost. Jejich pozitivní redistribuční efekt, měřený elasticitou Giniho koeficientu, však v čase klesá ($E_{k,2005} = -0,038$ %, $E_{k,2009} = -0,015$ %). Zmíněné má svůj základ v poklesu výše těchto příjmů v prvních pěti příjmových skupinách, a to o 20 % v průměru za celé sledované období, i v téměř dvojnásobném nárůstu jejich výše v horních pěti příjmových decilech. Uvedené je důsledkem zprůsnění podmínek pro čerpání podpory v nezaměstnanosti, změny čerpání dávek nemocenského pojištění i ekonomického růstu, doznívajícího v roce 2008, neboť výše uvedených podpor je odvozována z předešlé mzdy.

Dekompozice Giniho koeficientu hrubého peněžního příjmu umožnila zhodnotit rovněž vliv jednotlivých komponent příjmu na příjmovou nerovnost. Nejvíce nerovnost prohlubující složkou jsou příjmy z podnikání. Ve sledovaném období vykázaly uvedené příjmy nejvyšší hodnoty relativního koncentračního koeficientu (g_k) a za sledované období došlo k nárůstu tohoto ukazatele ($g_{k,2005} = 1,763$, $g_{k,2009} = 1,889$). Rovněž na základě pseudo-Giniho koeficientu lze konstatovat, že příjmy z podnikání vykazují nejméně rovnoměrnou distribuci. S výjimkou roku 2008 má uvedená kategorie příjmů rovněž nejvyšší relativní vliv na prohloubení příjmové nerovnosti.

Druhou nejvýznamnější komponentou hrubých příjmů z hlediska vlivu na celkovou nerovnost jsou dle relativního koncentračního koeficientu g_k ostatní

příjmy. Dopad těchto příjmů na nerovnost ve sledovaném období je téměř konstantní.

Při zohlednění významu dané komponenty ve struktuře hrubých peněžních příjmů lze konstatovat, že nejvíce k celkové nerovnosti přispívaly příjmy ze závislé činnosti, a sice ze 70,1 % v roce 2005 a z 67,7 % v roce 2008. Relativní koncentrační koeficient těchto příjmů se v průběhu let pohybuje těsně nad hodnotou 1, což značí, že příjmy ze závislé činnosti sice zvyšují nerovnost, avšak nikoli takovou měrou jako příjmy z podnikání či ostatní příjmy.

5. Diskuse

Kotýnková a Kubelková (2010) konstatují, že příjmová nerovnost v České republice ve srovnání s ostatními členskými státy je velmi nízká. Medgyesi (2008), který prováděl komparaci Giniho koeficientu mezi zeměmi EU na datech z EU-SILC 2005, dochází ke stejnému závěru. Česká republika podle Medgyesiho (2008) společně se severskými státy, Slovinskem, Nizozemím a Slovenskem patří do skupiny států s nejnižší hodnotou Giniho koeficientu. Naopak nejvíce nerovnoměrně rozložené příjmy jsou v Polsku a v pobaltských státech.

Z výsledků provedené analýzy vyplývá nerovnost v rozložení prvotního důchodu v České republice, a to v rozmezí 0,365–0,422 bodů Giniho koeficientu. Míra nerovnosti, měřená Giniho koeficientem, se vyznačuje klesající vývojovou tendencí s výjimkou roku 2008, kdy bylo dosaženo maximální hodnoty Giniho koeficientu v rámci sledovaného období. Vysokou hodnotu Giniho koeficientu v roce 2008 identifikoval rovněž výzkum Marka (2010), který se však zabýval nerovností hrubých mezd v letech 1995–2008. Hodnoty Giniho koeficientu, které pro hrubé mzdy kvantifikoval, se pohybovaly v rozmezí 0,220–0,265. Nejvyšší rovnost byla v rámci jeho výzkumu identifikována v roce 1995 a v roce 1997. Naopak nejvyšší nerovnost v roce 2001. V roce 2008 dosáhl Giniho koeficient hodnoty 0,264. Naopak protichůdný vývoj lze vymezit v případě vývojové tendence Giniho koeficientu v letech 2005–2008, neboť mzdová nerovnost zde vykázala rostoucí tendenci (navýšení o 4 %).

Nejvýznamnější redistribuční efekt, ve smyslu snižování příjmové nerovnosti, mají transfery. Autoři Garner a Terrel (1998) prováděli dekompozici Giniho koeficientu v České republice a na Slovensku v letech 1989–1993 a rovněž konstatují, že marginální zvýšení sociálních transferů přispívá více ke snižování celkové nerovnosti než marginální zvýšení daní z příjmu.

Z hlediska transferů lze potom za nejlépe konstruované nástroje, ve smyslu dosažení rovnosti, označit dávky státní sociální podpory, ke stejnému závěru rovněž dochází dřívější výzkum Piotrowské (2003).

Naopak nejnižší redistribuční vliv mají dávky konstruované na základě předchozí mzdy, zejména podpory v nezaměstnanosti, což dokládá zjištění Piotrowské (2003), která analyzovala příjmovou nerovnost v ČR a v Polsku pomocí dat ze Statistiky rodinných účtů v letech 1994 a 1997. V uvedené souvislosti by bylo vhodné dále dekomponovat kategorii ostatních sociálních příjmů, což však SILC v decilovém rozložení neumožňuje, přestože jsou jednotlivé kategorie dotazníkově zjišťovány a vykazovány v jiných členěních (např. dle postavení osoby včele domácnosti). Pro provedení další analýzy by bylo tedy vhodné apelovat na Český statistický úřad a rozšířit výstupy SILC v decilovém rozložení i o další podkategorie sociálních příjmů.

6. Závěr

Česká republika je charakteristická nižší příjmovou nerovností prvotního důchodu. Za sledované období dosáhl Giniho koeficient prvotního důchodu v průměru hodnoty 0,386 a ve sledovaném období poklesl o 6 %. Nejvíce nerovnoměrnou distribucí jsou charakteristické příjmy z podnikání, které jsou významnou kategorií příjmu zejména pro movitější skupiny obyvatel. V uvedené souvislosti lze státnímu aparátu doporučit zhodnocení diferencovaného zdanění zmíněné kategorie příjmů na eliminaci příjmové nerovnosti. Konstrukce sazeb však vyžaduje rozsáhlejší analýzy hodnotící i dopad uvedeného zdanění na motivaci k podnikatelské aktivitě obyvatelstva České republiky.

Redistribuční mechanismy realizované v České republice pozitivně ovlivňují příjmové vyrovnání, neboť eliminují zmíněnou nerovnost prvotního důchodu, a to v průměru o 34 %, i když v průběhu sledovaného období došlo k velmi mírnému poklesu vlivu těchto nástrojů na snižování příjmové nerovnosti. Hlubší analýza redistribučních nástrojů státu ukázala, že daň z příjmu má na rozdíl od odvodů na povinné pojištění vliv na zmírňování příjmové nerovnosti. Zavedení *rovné daně* v roce 2008 spolu s dalšími reformami se nepromítlo do prohloubení příjmové nerovnosti. Lze tedy doporučit zachování jednotné daňové sazby a realizaci redistribuce prostřednictvím cílených slev na dani.

Z jednotlivých kategorií daňově-transferových nástrojů mají nejvýznamnější redistribuční efekt transferové platby a z nich zejména dávky státní sociální podpory. Jedná se tedy o dávky cílené na určité sociální skupiny, u kterých lze navíc poměrně dobře kontrolovat jejich potřebnost pro příjemce, a tak zabránit zneužívání uvedených dávek a plýtvání veřejnými financemi. Státnímu aparátu lze tak doporučit při realizaci redistribuční politiky využívání

cílených dávek, doplněných o pravidelnou kontrolu adekvátnosti jejich příjemců.

Literatura

ADAMS, R. H. (1999). Nonfarm income, inequality, and land in rural Egypt. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2 178. Washington: World Bank.

GARNER, T. I., TERRELL, K. (1998). A Gini decomposition analysis of inequality in the Czech and Slovak Republics during the transition. *Economics of Transition* 6 (1): 23–46.

<http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0351.1998.tb00035.x>

JAHODA, R., KOFROŇ, P. (2007). *Domácnosti a sociální dávky v letech 2000 až 2005 (analýza dostupných dat)*. Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí.

KOTÝNKOVÁ, M., KUBELKOVÁ, K. (2010). Indikátory lidského rozvoje se zaměřením na chudobu v České republice. In: *Reprodukce lidského kapitálu – Vzájemné vazby a souvislosti III*, [CD-ROM]. Praha: Oeconomica.

PIOTROWSKA, M. (2003) The redistributive role of fiscal policy in transition countries: the cases of Poland and the Czech Republic. In: *VIII. Jornadas de economía internacional congreso*. Castilla-La Mancha: AEEFI.

SHARIFF, A., MEHTABUL, A. (2011). Income inequality in rural India: decomposing the Gini by income sources. *Economics Bulletin* 31(1): 739–748.

ROŽENSKÝ, V. (2009). Snižují skutečně sociální transfery nerovnost? In: *Teoretické a praktické aspekty veřejných financí*. Praha: Oeconomica.

VEČERNÍK, J. (2010) Earnings disparities and income inequality in CEE countries: an analysis of development and relationships. Luxembourg Income Study Working Paper Series, *Working Paper*, No. 540. [Online], [cit. 2010-10-02]. Dostupné z: <<http://ssrn.com/abstract=1806991>>.

LERMAN, R. I., YITZHAKI, S. (1985). Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. *Review of Economics and Statistics* 67 (1): 151–156. <http://dx.doi.org/10.2307/1928447>

MAREK, L. (2010). Analýza vývoje mezd v ČR v letech 1995–2008. *Politická ekonomie* 58 (2): 186–206.

MEDGYESI, M. (2008). Income distribution in european countries: first reflections on the basis of EU-SILC 2005. In: *Tárki European Social Report*. Budapest: Tárki, 88–101.

MILANOVIC, B. (1998). *Income, Inequality and Poverty During the Transition from Planned to Market Economy*. Washington: The World Bank.

MILANOVIC, B. (1999). Explaining the increase in inequality during transition. *Economics of Transition* 7 (2): 299–341. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0351.00016>

MÖLLERS, J. (2006). *Außerlandwirtschaftliche Diversifikation im Transformationsprozess*. Halle: IAMO.

OECD (2008). *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*. Paris: OECD.

SAMUELSON, P. A., NORDHAUS, W. D. (2010). *Economics*. New York: McGraw-Hill.

SIROVÁTKA, T., MAREŠ, P., VEČERNÍK, J., ZELENÝ, M. (2002). *Monitorování chudoby v České republice*. Úvodní studie. Praha: VÚPSV Praha.

STARK, O., TAYLOR, J. E., YITZHAKI, S. (1986). Remittances and inequality. *Economic Journal* 96: 722–740. <http://dx.doi.org/10.2307/2232987>

STIGLITZ, J. E. (1997). *Ekonomie veřejného sektoru* (překlad). Praha: Grada.

VEČERNÍK, J. (2009). *Czech Society in the 2000s: a Report on Socio-economic Policies and Structures*. Prague: Academia.

Další zdroje

BRANDOLINI, A., SMEEDING, T. M. (2008). *Income inequality in richer and OECD countries*. [Online], [cit. 2011-09-02]. Dostupné z: <http://www.fondazionebasso.it/site/_files/Scuola_per_la_buona_politica/2008/Materiali_laboratori/OECD%20Countries.PDF>.

ČSÚ (2010). *Příjmy a životní podmínky domácností 2009 – metodické vysvětlivky*. [Online], [cit. 2012-01-25]. Dostupné z: <[http://www.czso.cz/csu/2010edicioni.plan.nsf/t/B00497314/\\$File/301210mc.pdf](http://www.czso.cz/csu/2010edicioni.plan.nsf/t/B00497314/$File/301210mc.pdf)>.

FAO (2006). *Policy impacts on inequality by income sources*. [Online], [cit. 2011-05-05]. Dostupné z: <http://www.fao.org/docs/up/easypol/446/decomp_inequilty_by_source_053en.pdf>.

Příloha 1 Statistické charakteristiky podílu daňových a transferových nástrojů na hrubém peněžním příjmu (HPP) za období let 2005–2009 (v Kč)

Ukazatel		2005	2006	2007	2008	2009
Důchody/HPP	průměr	0,210	0,209	0,212	0,258	0,212
	min.	0,035	0,036	0,032	0,031	0,035
	max.	0,431	0,383	0,401	0,471	0,387
	směr. odch.	0,136	0,123	0,129	0,163	0,118
	var. koef.	0,647	0,591	0,611	0,629	0,559
Dávky státní sociální podpory/HPP	průměr	0,040	0,035	0,034	0,043	0,031
	min.	0,002	0,001	0,002	0,006	0,002
	max.	0,219	0,183	0,185	0,139	0,136
	směr. odch.	0,063	0,053	0,053	0,035	0,040
	var. koef.	1,563	1,520	1,547	0,816	1,268
Ostatní sociální příjmy/HPP	průměr	0,036	0,034	0,031	0,029	0,024
	min.	0,005	0,007	0,009	0,008	0,009
	max.	0,147	0,111	0,120	0,091	0,063
	směr. odch.	0,039	0,029	0,031	0,022	0,014
	var. koef.	1,098	0,848	0,980	0,747	0,563
Srážky na povinné pojištění/HPP	průměr	0,071	0,072	0,072	0,067	0,073
	min.	0,052	0,059	0,058	0,037	0,058
	max.	0,091	0,091	0,092	0,095	0,092
	směr. odch.	0,013	0,011	0,010	0,020	0,011
	var. koef.	0,181	0,155	0,145	0,296	0,145
Daň z příjmů fyzických osob/HPP	průměr	0,079	0,082	0,069	0,067	0,058
	min.	0,033	0,042	0,022	0,018	0,001
	max.	0,172	0,172	0,170	0,172	0,142
	směr. odch.	0,038	0,036	0,041	0,046	0,039
	var. koef.	0,487	0,446	0,594	0,684	0,681

Příloha 2 Charakteristika podkladových dat za období let 2005–2009 (v Kč)

Ukazatel	Rok	2005	2006	2007	2008	2009
Prvotní důchody	průměr	105 350	111 589	119 222	170 191	138 447
	min.	25 300	31 419	33 143	36 574	45 216
	max.	329 449	347 128	365 543	516 138	415 439
	směr. odch.	85 548	88 934	94 097	139 610	105 298
	var. koef.	0,81	0,80	0,79	0,82	0,76
Hrubé peněžní příjmy	průměr	134 834	142 406	151 945	222 748	175 831
	min.	45 229	50 515	53 569	84 401	65 385
	max.	344 001	363 132	381 871	540 424	435 596
	směr. odch.	80 350	84 165	88 610	125 575	99 930
	var. koef.	0,60	0,59	0,58	0,56	0,57
Čisté peněžní příjmy	průměr	111 180	117 035	126 430	185 897	148 820
	min.	41 212	45 350	49 123	79 740	61 166
	max.	258 440	272 078	287 918	407 298	344 505
	směr. odch.	57 752	60 298	63 591	88 708	75 321
	var. koef.	0,52	0,52	0,50	0,48	0,51
Příjmy ze závislé činnosti	průměr	80 470	85 810	91 300	131 551	106 069
	min.	20 167	24 742	26 133	25 267	33 095
	max.	210 757	227 798	233 048	321 047	248 233
	směr. odch.	55 023	58 454	60 146	92 504	63 778
	var. koef.	0,68	0,68	0,66	0,70	0,60
Příjmy z podnikání	průměr	21 608	22 081	23 868	32 050	27 191
	min.	3 543	5 043	4 829	6 813	8 589
	max.	104 158	102 122	114 749	165 673	142 605
	směr. odch.	28 469	27 473	31 266	45 758	39 204
	var. koef.	1,32	1,24	1,31	1,43	1,44
Důchody	průměr	23 748	24 905	26 709	41 126	30 747
	min.	3 390	4 266	4 095	16 667	7 187
	max.	44 798	43 067	46 093	71 354	51 057
	směr. odch.	13 537	13 219	14 331	17 900	14 487
	var. koef.	0,57	0,53	0,54	0,44	0,47
Dávky státní sociální podpory	průměr	2 756	2 569	2 719	6 573	3 192
	min.	479	350	671	3 316	1 084
	max.	9 897	9 223	9 911	11 692	8 870
	směr. odch.	2 796	2 606	2 725	2 277	2 511
	var. koef.	1,01	1,01	1,00	0,35	0,79
Ostatní sociální příjmy	průměr	2 981	3 343	3 295	4 858	3 444
	min.	1 756	2 481	1 998	3 483	2 127
	max.	6 642	5 607	6 420	7 696	4 299
	směr. odch.	1 393	962	1 145	1 322	763
	var. koef.	0,47	0,29	0,35	0,27	0,22
Ostatní příjmy	průměr	3 272	3 698	4 054	6 591	5 187
	min.	949	1 263	1 377	2 948	1 921
	max.	14 534	17 209	17 746	29 418	24 600
	směr. odch.	3 889	4 659	4 730	7 665	6 530
	var. koef.	1,19	1,26	1,17	1,16	1,26
Srážky na povinné pojištění	průměr	10 059	10 706	11 394	16 370	13 061
	min.	2 521	3 068	3 256	3 137	4 122
	max.	26 345	28 438	29 085	39 905	29 424
	směr. odch.	6 878	7 300	7 507	11 507	7 612
	var. koef.	0,68	0,68	0,66	0,70	0,58
Daň z příjmů fyzických osob	průměr	13 595	14 665	14 121	20 481	13 950
	min.	1 496	2 097	1 190	1 524	97
	max.	59 216	62 616	64 867	93 221	61 668
	směr. odch.	16 247	17 043	18 074	26 312	17 485
	var. koef.	1,20	1,16	1,28	1,28	1,25